

THESIS / THÈSE

MASTER EN SCIENCES ÉCONOMIQUES

Quels sont les effets des dépenses publiques en éducation sur les résultats scolaires ?

Lelarge, Pierre

Award date:
2020

Awarding institution:
Université de Namur

[Link to publication](#)

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.



EFASM009 Mémoire de Fin d'Études

Master en Sciences Économiques et de Gestion

Année Académique 2019-2020

**Quels sont les effets des dépenses publiques en éducation
sur les résultats scolaires ?**

LELARGE Pierre

Titulaire : Professeur Jean-Yves Gnabo

Assistants : Doux Baraka Kusunza, Auguste Debroise, François-Xavier Ledru

Remerciements :

Nous remercions vivement le Professeur Jean-Yves GNABO de l'Université de Namur pour son enseignement et son soutien, ainsi que ses assistants, Messieurs Auguste DEBROISE et François-Xavier LEDRU. Ce dernier nous a particulièrement aidés par ses conseils, ses remarques pertinentes, son suivi rigoureux et ses encouragements.

Nous remercions également Madame Dominique LAFONTAINE et Madame Valérie QUITTRE de l'ASPE de l'Université de Liège pour nous avoir fourni des données et ressources indispensables à la réalisation de notre mémoire.

Nous adressons en outre de vifs remerciements à Mademoiselle Sophie LABASSE, étudiante à HEC-Université de Liège, qui a partagé avec nous les ressources qu'elle a utilisées dans la réalisation de son mémoire dont le sujet est proche du nôtre.

Nous devons enfin remercier nos proches pour leur patience et leur soutien à toute épreuve tant dans la réalisation de notre mémoire que dans notre cycle d'études en horaire décalé.

- Table des matières :

1. Introduction	6
2. Revue de la littérature	7
3. Présentation des données	9
3.1. Sources	9
3.2. Les variables	10
3.3. Analyse de l'échantillon de données	13
4. Méthodologie économétrique	14
5. Résultats	15
5.1. Estimation, spécification et qualité du modèle	15
5.2. Qualité du modèle	17
5.3. Significativité, précision et interprétation des coefficients	17
6. Conclusions et limites	20
Bibliographie	24
Annexes	26
Annexe A.1 Statistiques descriptives	26
Annexe A.2 Résultats régressions linéaires multiples par MCO	32
Annexe A.3 Tests d'hypothèses	33

1. Introduction

Notre étude est motivée par l'intérêt que nous portons à l'enseignement et à l'éducation des jeunes. Nous sommes convaincus que l'école obligatoire est un des éléments déterminants d'une société juste, prospère et garante de l'épanouissement de chacun. Plusieurs articles de presse ayant mis en évidence le faible niveau des acquis scolaires des élèves belges par rapport à d'autres pays, nous nous sommes questionnés sur le rôle de l'état dans l'éducation et plus précisément sur les effets des ressources qu'il y consacre. Nous avons voulu explorer le sujet pour l'analyser, le mesurer et le comprendre. Nous espérons pouvoir contribuer à la compréhension du phénomène et voudrions que notre étude puisse servir à la réflexion des réformes présentes et futures de notre système d'éducation.

Notre question de recherche se focalise sur les rendements marginaux des dépenses publiques en éducation d'un pays sur les résultats scolaires de ses élèves âgés de 15 ans. Nous souhaitons déterminer si la part de la richesse consacrée à nos systèmes d'éducation obligatoire est un élément central dans la réussite scolaire des élèves ou si d'autres facteurs s'avèrent être plus déterminants.

Notre revue de la littérature permet d'identifier les facteurs déterminants de la réussite scolaire des élèves. Elle nous permet aussi d'inventorier les travaux qui ont été consacrés au sujet. Nous estimons que le champ d'études manque de comparaisons et d'évaluations entre dépenses publiques en éducation et niveau scolaire des élèves. Cette comparaison permettrait d'identifier les systèmes d'éducation les plus performants et/ou les plus efficaces, de mettre en évidence les facteurs favorisant la réussite scolaire et de permettre aux pays moins performants d'entamer des réformes structurelles.

Pour étudier notre question, nous avons collecté des données auprès de l'OCDE et de l'Université de Liège. Nous les présentons en un panel composé de 28 pays sur trois périodes récentes (2009, 2012 et 2015). Pour traiter ces données et répondre à notre question de recherche, nous utilisons un modèle de panel à effets fixes de groupes auquel nous ajoutons des variables d'interaction afin d'isoler les rendements marginaux des dépenses publiques en éducation par groupe de pays.

Dans la première partie de notre étude, nous dressons un état des lieux de la littérature et définissons précisément notre contribution au champ d'étude et notre question de recherche. Dans la seconde partie, nous présentons et caractérisons nos données et nos variables. Dans la troisième partie, nous décrivons notre méthodologie. Dans la quatrième partie, nous interprétons nos résultats et y traitons aussi la qualité, la spécification et l'estimation de notre modèle. Nos conclusions, limites et recommandations constituent la cinquième et dernière partie de notre étude.

2. Revue de la littérature

L'Organisation de Coopération au Développement Économique (OCDE) identifie que l'enseignement et les formations de niveau supérieur sont les meilleurs vecteurs de l'intégration des individus sur le marché du travail et de l'épanouissement personnel (OCDE, 2019). Elle détermine aussi qu'il est primordial que l'éducation de base et obligatoire permette aux jeunes de réaliser des parcours d'acquisition de compétences qui leurs donnent accès à l'enseignement supérieur et ensuite aux filières professionnelles « prometteuses de débouchés et rémunératrices sur le marché du travail » (Gurria, 2019). Les conclusions de Dessus (2010) suggèrent également qu'acquérir une formation scolaire primaire et secondaire de qualité permet ensuite à un individu de posséder suffisamment de capital humain pour s'insérer durablement sur le marché du travail. Les travaux de Gurgand (2000) montrent aussi que l'éducation détermine la capacité de transformation, d'innovation et d'adaptation au changement des individus et des économies.

Depuis 1997, l'OCDE étudie les liens qui peuvent exister entre les dépenses publiques en éducation et les résultats scolaires des élèves au sein des pays qui la composent. En 2016, les pays membres de l'OCDE ont consacré en moyenne 3,5% de leur PIB à l'enseignement primaire, secondaire et post-secondaire non tertiaire. Ce budget a augmenté, en moyenne, de 18% depuis 2005. L'OCDE établit que la majorité de cette augmentation est due à la hausse des salaires des enseignants et à la réduction de la taille des classes qui fait augmenter le coût des infrastructures et des ressources humaines et matérielles nécessaires. En moyenne, les pays membres de l'OCDE dépensent 94.584 \$ par élève pendant la durée théorique de leurs études primaires et

secondaires (entre 12 et 13 ans). Les ressources financières qu'un état consacre à son système d'éducation semblent donc être un élément important de la performance scolaire de ses élèves et de leur niveau d'éducation.

L'OCDE relève aussi que « de grandes différences entre les pays existent » (OCDE, 2010). Par exemple, en 2008, le Chili, le Mexique et la République Slovaque ont consacré moins de 45.000 \$ par élève tandis que l'Autriche, le Danemark, les États-Unis et l'Irlande, plus de 100.000 \$. Dans sa publication « *Regards sur l'éducation* » de 2008, elle souligne que des dépenses publiques en éducation élevées ne se traduisent pas nécessairement par de bons résultats scolaires. En effet, si les États-Unis et l'Espagne sont proches dans le classement de 2006 du *Programme International pour le Suivi des Acquis des élèves* (PISA en abrégé), ils dépensent respectivement 95.600 \$ et 61.860 \$ en moyenne par élève jusqu'à l'âge de 15 ans. Les rendements du système d'éducation peuvent en effet montrer des résultats relativement différents entre pays (OCDE, 2008). Dessus (2010) conclut également à « des différences internationales de qualité des systèmes éducatifs » et Wu (2010) relève que des facteurs spécifiques à chaque pays devraient être considérés pour analyser l'efficacité des systèmes d'éducation. L'utilisation des ressources financières consacrées à l'éducation apparaît dès lors également comme un élément déterminant de la performance scolaire des élèves d'un pays.

Toutefois, bien que les ressources financières consacrées aux systèmes d'éducation et leur utilisation semblent être des éléments essentiels qui influencent le niveau d'éducation d'un pays, l'OCDE (2019) indique que les différents gouvernements des pays qui la composent se sont fixés un double objectif : accroître la scolarisation de leur population tout en contrôlant leurs dépenses publiques, voire en les réduisant. Les dépenses publiques étant particulièrement contraintes dans les périodes d'austérité budgétaire qu'ont connues - et connaissent encore aujourd'hui - la plupart des pays de l'OCDE. Dans ce contexte, mener des politiques publiques efficaces est essentiel. Il est donc nécessaire de connaître et de comprendre les facteurs et les phénomènes qui agissent sur l'efficacité des systèmes d'éducation pour que les décideurs politiques puissent prendre des décisions éclairées (OCDE, 2008). La littérature converge pour identifier les facteurs de réussite scolaire suivants :

1. L'organisation et la gestion de l'enseignement (organisation et management).

2. Le taux d'encadrement des élèves (taille des classes et infrastructures).
3. Le cadre d'apprentissage des élèves et les pratiques pédagogiques (programmes et méthodes).
4. La qualification et la formation des enseignants (formation initiale et continue).
5. Le profil (l'origine) socio-économique des élèves.
6. La proportion de population étrangère au sein de l'école.

Les quatre premiers facteurs identifiés représentent quasiment la totalité des dépenses publiques en éducation d'un pays. S'intéresser à leur efficacité et aux différences relatives entre pays peut s'avérer pertinent pour identifier les pratiques efficaces et permettre aux pays les moins performants de s'en inspirer pour s'améliorer. Bien que la littérature souligne l'importance d'évaluer et de comparer l'efficacité et les rendements des politiques publiques en éducation, ces évaluations manquent manifestement (Heim, 2017). Il est en outre intéressant de noter que des facteurs intrinsèques aux élèves peuvent avoir une influence sur leurs résultats scolaires comme leur genre (Jakubowski et Borgonovi, 2012), leurs capacités innées (Borghans et Schils, 2015) ou encore l'enjeu qu'ils accordent aux examens ou aux tests qui leurs sont soumis (Akyol, Wang, et Krishna, 2019).

Si la littérature est abondante en ce qui concerne les statistiques descriptives, elle manque d'évaluations et de comparaisons concernant les rendements des dépenses publiques en éducation entre pays. Identifier quels sont les pays les plus efficaces apporterait un éclairage intéressant au champ d'étude. C'est cela que nous allons essayer d'apporter, économétriquement, dans notre mémoire.

3. Présentation des données

3.1. Sources

Les données utilisées dans notre étude sont d'une part issues de l'OCDE et d'autre part, celles relatives aux tests PISA, nous ont été fournies par l'Université de Liège. Nous n'avons pas eu besoin de les corriger.

Nous présentons nos données en panel. Notre échantillon est composé de 28 pays (individus) participants aux tests PISA qui offraient des données exploitables. Nous considérons trois périodes : 2009, 2012 et 2015 et exploitons donc 84 observations. Nos données ont été extraites et collectées dans le courant du dernier trimestre de 2019 et du premier trimestre de 2020.

Nous sommes conscients du faible nombre de nos observations et du manque de précision que cela peut engendrer pour nos estimateurs. Nous estimons cependant pouvoir mener notre étude sur cette base au regard d'autres études qui exploitent les résultats PISA avec aussi un faible nombre d'observations. Ces études sont reprises au tableau 1.

Tableau 1 : Vue sur les études exploitant les résultats PISA.

<u>Question :</u>	<u>Auteur(s) :</u>	<u>Nombre d'observations</u>	<u>Résultats :</u>
Écarts performances PISA selon genre.	JAKUBOWSKI M. et BORGONOV F. (2012)	34 observations (pays)	Inégalités entre les genres en éducation.
Expliquer différences de résultats PISA et TIMSS entre pays.	WU M. (2010)	21 observations (pays)	Biais échantillonnage, biais d'évaluation, facteurs spécifiques à chaque pays (chaque pays devra donc être étudié soigneusement).
Biais dans l'investissement des élèves dans les tests à faible enjeu (sans incidence sur leurs résultats comme PISA).	AKYOL P., WANG J. et KRISHNA K. (2019)	58 observations (pays)	La considération de l'enjeu des tests augmentent l'investissement des élèves et "corrige" les tests PISA à la hausse.
Importance des capacités cognitives et non-cognitives dans résultats scolaires et impact sur croissance.	BORGHANS L. et SCHILS T. (2015)	37 observations (pays)	Corrélation positive entre capacités cognitives + non cognitives et croissance économique. Importance des capacités non cognitives (> cognitives).

Note : Nous montrons que les études qui exploitent les résultats PISA utilisent un faible nombre d'observations, comme la nôtre.

3.2. Les variables

3.2.1. La variable expliquée

- Y : Les résultats aux tests PISA en mathématiques (*PISAmaths*).

Elle exprime les compétences moyennes en mathématiques des élèves âgés de 15 ans de chaque pays membre de l'OCDE sélectionné pour notre étude. Le choix d'analyser les résultats PISA en mathématiques est motivé par le fait que la littérature met en évidence cette compétence comme pertinente pour comparer les pays entre eux. Les tests PISA en mathématiques sont en effet identiques dans chacun des pays où ils sont organisés. Cela exclut les biais d'échantillonnage qui pourraient survenir en

utilisant les résultats PISA en lecture ou en sciences qui diffèrent entre pays. Ces résultats PISA en mathématiques sont exprimés sous la forme d'un score qui permet de classer les pays suivant la performance moyenne de leurs élèves en mathématiques. Plus le score est élevé, plus la performance moyenne des élèves du pays est élevée. Singapour est le pays le plus performant avec 564 points en mathématiques. La moyenne des pays de l'OCDE s'établit à 490 points (OCDE, 2016).

3.2.2. Les variables explicatives

Les variables explicatives de notre étude ne sont pas précisément les facteurs de réussite scolaire identifiés par notre revue de la littérature. Il nous a été impossible d'obtenir suffisamment de données pour exploiter ces facteurs. Nous avons choisi d'exploiter la variable qui les agrège : les dépenses publiques en éducation des pays. Par manque de relevés disponibles, nous n'avons pas pu non plus exploiter les *indices de Gini* de chaque pays. Cet indice aurait pourtant été pertinent pour rendre compte d'un facteur déterminant la réussite scolaire : les inégalités socio-économiques des élèves au sein d'un pays. Les données manquent également pour utiliser comme facteurs la proportion de population étrangère au sein d'un pays et celle au sein des établissements scolaires. Nous avons donc procédé à des choix en fonction des données disponibles, fiables et pertinentes. Il nous semble que nos choix limitent le biais de variable omise.

- X_1 : Les dépenses publiques en éducation des états (*DepPubEduc*).

Variable d'intérêt : elle agrège les facteurs identifiés par notre revue de la littérature comme ayant des effets déterminants sur les résultats scolaires : (1) l'organisation et la gestion de l'enseignement, (2) le taux d'encadrement des élèves, (3) le cadre d'apprentissage et les méthodes pédagogiques, (4) la qualification et la formation des enseignants. Cette variable est exprimée en pourcentage du PIB par pays. Elle reprend les dépenses publiques consacrées aux niveaux primaire et secondaire, ce qui correspond à l'investissement public consacré aux élèves concernés par les tests PISA : les élèves de 15 ans. Toutefois, 15 ans représente l'âge de la quatrième année secondaire et nous n'avons pas les moyens de déduire la part des dépenses publiques consacrée aux cinquième et sixième années de l'enseignement secondaire. Nous considérons donc l'ensemble des dépenses publiques investies dans l'enseignement primaire et

secondaire. Un pourcentage plus élevé signifie que le pays considéré consacre une part plus élevée de sa richesse à l'éducation de sa population.

Cette variable possède une forte inertie car les dépenses publiques en éducation d'un pays ne vont vraisemblablement pas avoir d'effets immédiats sur les résultats PISA de ses élèves en mathématique. Des « effets retards » devraient être pris en compte. Des dépenses publiques en éducation effectuées il y a quinze ou vingt ans ont très probablement eu des effets sur les résultats scolaires de chaque année jusqu'à aujourd'hui et ont probablement eu des conséquences sur les dépenses publiques en éducation réalisées dans les années ultérieures. Cependant, pour conserver le nombre de nos observations et réduire la marge d'erreur de nos estimateurs, nous avons choisi de considérer dans notre analyse les dépenses publiques en éducation contemporaines (2009, 2012 et 2015) sans prendre en compte d'effets retards. Nous considérons donc que leurs effets sont immédiats et sont un proxy des dépenses passées.

- X_2 : Le taux de chômage (TxCho).

Variable de contrôle : le taux de chômage est la part des personnes sans emploi au sein de la population active d'un pays. Il s'exprime en pourcents. Le choix de cette variable de contrôle est justifié par le fait que, à défaut de pouvoir exploiter les *indices de Gini*, le taux de chômage nous semble pertinent pour tenir compte dans notre modèle du profil socio-économique des élèves. Plus le taux de chômage d'un pays est élevé, plus le niveau moyen socio-économique des élèves de ce pays est bas. Avec le taux de chômage, nous pensons pouvoir capter les variations des résultats PISA en mathématiques selon le profil socio-économique moyen des élèves.

- X_3 à X_8 : La culture socio-politique de groupe de pays (*Gr*).

Variables indicatrices (ou dichotomiques) construites : ces variables regroupent les pays par similitudes socio-politiques et choix politiques. Nous avons fait ce choix car notre revue de la littérature a mis en évidence que de grandes disparités existaient entre pays concernant les performances scolaires. Nous avons donc regroupé les pays par culture politique afin d'identifier si ces cultures politiques pouvaient influencer les résultats aux tests PISA en mathématiques. Pour créer ces variables, nous nous référons aux théories de sciences politiques qui identifient quatre grands modèles socio-

politiques : le modèle anglo-saxon (libéral), le modèle scandinave (socio-démocrate), le modèle continental (conservateur) et le modèle méditerranéen (latin) que nous complétons par un groupe de pays post-communistes d'Europe de l'est, par un groupe de pays émergents d'Amérique Latine et par un groupe composé de pays de culture orientale. Nous avons donc construit 7 groupes de pays. Ils sont repris dans le tableau 2. Cette variable indicatrice prend la valeur 1 quand le pays considéré fait partie du groupe identifié par la variable et prend la valeur zéro quand il n'en fait pas partie. Cette variable nous permet de mesurer les effets fixes de groupes non-observés dans notre modèle, c'est-à-dire de considérer les choix politiques autres que les dépenses publiques de ces groupes de pays en matière d'éducation.

Tableau 2 : Groupes de pays construits par culture socio-politique.

Groupes :	Pays :
Le groupe 1 : Anglo-saxon	Royaume-Uni, Etats-Unis, Canada, Irlande et Australie.
Le groupe 2 : Europe de l'Ouest	Belgique, Pays-Bas, France, Allemagne et Suisse.
Le groupe 3 : Europe de l'Est	Estonie, Hongrie, Pologne, Slovaquie, Tchéquie et Slovénie.
Le groupe 4 : Europe du Nord	Finlande, Islande, Norvège et Suède.
Le groupe 5 : Europe du Sud	Espagne, Italie et Portugal.
Le groupe 6 : Amérique Latine	Mexique et Chili.
Le groupe 7 : Orient.	Israël, Japon et Turquie.

Note : Les pays qui présentent la même culture socio-politique sont agrégés en un groupe pour nous permettre de capter des effets fixes de groupe dans notre modèle économétrique.

Le groupe 7 « Orient » sera notre groupe de référence. Il permet aussi d'écarter la colinéarité parfaite entre les variables indicatrices.

3.3. Analyse de l'échantillon de données (statistiques descriptives)

Nous analysons notre échantillon de données par statistiques descriptives. Nous présentons notre analyse pour les trois périodes considérées (2009 / 2012 / 2015) pour l'ensemble de l'échantillon des pays étudiés et par groupes de pays construits. Les détails, les tableaux et les graphiques sont placés en annexe A1.

3.3.1. Approche univariée

- Résultats PISA en mathématiques (*PISAmaths*)

L'échantillon total semble être homogène. Pour chaque période considérée, les valeurs centrales (91,20 / 91,80 / 89,55) et moyennes (91,37 / 91,63 / 89,67) sont proches. L'écart-type est aussi relativement faible et varie peu d'une période à l'autre (6,58 / 6,51 / 6,05). L'histogramme de densité, placé en annexe au graphique A1, le montre visuellement assez bien. L'histogramme est. L'analyse par groupe de pays montre également des valeurs centrales et moyennes proches et des écarts-types relativement faibles pour chaque groupe. Les groupes construits semblent donc être homogènes. Les résultats des statistiques descriptives sont également placés en annexe, au tableau A1.

- Dépenses publiques en éducation (*DepPubEduc*)

L'échantillon total semble être homogène. Pour chaque période considérée, les valeurs centrales (3,16 / 3,24 / 3,18) et moyennes (3,23 / 3,31 / 3,23) sont proches. L'écart-type est aussi relativement faible et varie peu d'une période à l'autre (0,64 / 0,61 / 0,62). L'histogramme de densité le montre visuellement assez bien. L'histogramme est placé en annexe au graphique A2. L'analyse par groupe de pays montre également des valeurs centrales et moyennes proches et des écarts-types relativement faibles pour chaque groupe. Les groupes construits semblent donc être homogènes. Les résultats des statistiques descriptives sont également placés en annexe au tableau A2.

- Le taux de chômage (*TxCho*)

L'échantillon total ne semble pas être homogène. On constate un écart entre les valeurs moyennes (8,35 / 9,25 / 8,24) et centrales (8,04 / 7,93 / 6,84), surtout pour 2012 et 2015. L'écart-type est aussi relativement important (3,22 / 5,37 / 4,66) ce qui pourrait provenir de disparités assez importantes entre pays, comme on peut d'ailleurs le constater en observant l'écart important qui existe entre les valeurs minimales et maximales. En considérant les groupes de pays, l'écart-type est fort étendu,

particulièrement pour le groupe 5 « Europe du Sud ». Cela semble montrer qu’au sein de pays de même culture socio-politique, le taux de chômage peut tout de même varier assez fortement. Pour cette variable de contrôle, nous devons donc prêter attention à la précision de l’estimateur. Il est très probable que sa précision soit altérée par des écarts-types importants. L’histogramme est placé en annexe au graphique A3. Les résultats des statistiques descriptives sont également placés en annexe au tableau A3.

3.3.2. Approche multivariée

La matrice de corrélation est placée en annexe au tableau A4. De manière synthétique, l’analyse des coefficients de « Bravais-Pearson » montre que la corrélation entre les résultats PISA en mathématiques et les dépenses publiques en éducation est positive et relativement faible (0,05), mais négative et relativement faible avec le taux de chômage (-0,17). Entre les groupes de pays et les résultats PISA en mathématiques, les corrélations sont faibles sauf avec le groupe de pays 2 « Europe Ouest » où elle est positive et modérée (0,38) et avec le groupe de pays 6 « Amérique Latine » où elle est négative et modérée (-0,51).

Les dépenses publiques en éducation sont négativement et modérément corrélées avec le taux de chômage (-0,20). Avec les groupes de pays, elles sont négativement et modérément corrélées avec les groupes 3, 5 et 6 et positivement et modérément corrélées avec les groupes 1, 2 et 4. La corrélation la plus forte apparaît avec le groupe 4 (0,60) et la plus faible avec le groupe 2 (0,04)

La corrélation entre le taux de chômage et les groupes de pays varie. Elle est négative et faible avec le groupe 1, négative et modérée avec les groupes 2, 4 et 6, et positive et modérée avec les groupes 3 et 5. C’est avec le groupe 5 que sa corrélation est la plus forte (0,47) et avec le groupe 1 qu’elle est la plus faible (-0,06).

Les nuages de points ne semblent pas indiquer la présence de multicolinéarité entre les variables explicatives « dépenses publiques en éducation » et « taux de chômage ». Les nuages de points sont placés en annexe aux graphiques A5.

Le test des Facteurs d’Inflation de la Variance (VIF, de l’anglais Variance Inflation Factors) permet de tester formellement la présence de multicolinéarité avec le logiciel

« GRETL ». Nous pouvons conclure en l'absence de multicollinéarité entre les variables explicatives. Les résultats du test des VIF sont placés en annexe au tableau A5.

4. Méthodologie économétrique

Nous estimons un modèle de panel comprenant 28 pays et 3 périodes, soit 84 observations. Notre modèle économétrique est un modèle de panel avec des effets fixes de groupe et des variables d'interaction. Nous avons choisi ce modèle en nous référant aux relations économiques identifiées par notre revue de la littérature. Il nous permet d'isoler les effets fixes non-observés par groupe de pays (la culture et les choix politiques) et d'observer le rendement marginal des dépenses publiques en éducation sur les résultats PISA en mathématiques pour chaque groupe de pays. Avec ce modèle, nous espérons répondre avec pertinence à notre question de départ. Dans notre base de données, nous avons ajouté six variables d'interaction. Leurs valeurs sont le produit des dépenses publiques en éducation du pays considéré et de la valeur de la variable indicatrice du groupe de pays auquel appartient le pays considéré.

Notre modèle s'écrit :

$$\begin{aligned}
 PISAmaths_i = & \alpha + \beta_1 DepPubEduc_i + \beta_2 TxCho_i \\
 & + \beta_3 Gr1_i + \beta_4 Gr2_i + \beta_5 Gr3_i + \beta_6 Gr4_i + \beta_7 Gr5_i + \beta_8 Gr6_i \\
 & + \beta_9 I1_i + \beta_{10} I2_i + \beta_{11} I3_i + \beta_{12} I4_i + \beta_{13} I5_i + \beta_{14} I6_i + \varepsilon_i
 \end{aligned}
 \quad \text{(Equation 1)}$$

dans lequel :

- $PISAmaths_i$ est la variable expliquée Y : les résultats des tests PISA en mathématiques.
- α = la constante du modèle
- $DepPubEduc_i$ est la variable explicative X_1 : les dépenses publiques en éducation.

- $TxCho_i$ est la variable explicative X_2 : le taux de chômage.
- $Gr1_i, Gr2_i, Gr3_i, Gr4_i, Gr5_i$ et $Gr6_i$ sont les variables indicatrices de X_3 à X_8 : les effets fixes non-observés des groupes de pays.
- $I1_i, I2_i, I3_i, I4_i, I5_i$ et $I6_i$ sont les variables d'interaction de X_9 à X_{14} : le produit des dépenses publiques en éducation du pays considéré par la variable indicatrice du groupe de pays auquel il appartient et qui permettra d'isoler les effets marginaux des dépenses publiques en éducation sur les résultats PISA en mathématiques par groupe de pays.
- ε_i est le terme d'erreur du modèle.

5. Résultats

5.1. Estimation, spécification et qualité du modèle

Nous estimons notre modèle par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) avec le logiciel GRETL. Les résultats complets de notre régression issus de GRETL sont disponibles en annexe au tableau A5.

Pour vérifier que notre modèle soit bien spécifié, nous vérifions les six hypothèses de *Gauss-Markov* dont la présence d'hétéroscédasticité (la variance des résidus est fonction des valeurs des variables explicatives) et d'autocorrélation (dépendance temporelle entre les résidus). En plus de ces six hypothèses, nous testons la normalité des résidus (distribution des données selon une loi normale).

L'hypothèse « une » est bien vérifiée : notre modèle est linéaire. Que l'hypothèse « deux » soit vérifiée (disposer d'un échantillon aléatoire) pourrait être soumise à interprétation. Notre échantillon a été composé de pays participants aux tests PISA qui présentaient des données exploitables, il n'a pas été constitué de manière aléatoire. Nous avons vérifié l'hypothèse « trois » par le test VIF qui écarte la présence de multicolinéarité entre les variables explicatives. L'hypothèse « quatre » (espérance conditionnelle nulle du terme d'erreur) pourrait ne pas être vérifiée puisque notre modèle souffre de l'absence de variables explicatives. Notre étude pourrait donc

présenter un biais de variable omise. Le test de White nous permet de conclure en l'absence d'hétéroscédasticité et le test Jarque-Berra en la normalité du terme d'erreur mais celui de Durbin-Watson nous amène à conclure en la présence d'autocorrélation (les détails de ces tests sont placés en annexe).

Si nous ne pouvons pas remédier aux biais d'échantillonnage et de variable omise en l'absence de données disponibles, nous pouvons corriger l'autocorrélation des résidus en appliquant la méthode des *écarts-types robustes à l'autocorrélation*. Les principaux résultats de notre estimation corrigés par les écarts-types robustes sont repris au tableau 3. Les hypothèses de *Gauss-Markov* n'étant pas rencontrées, les conditions ne sont pas réunies pour que les estimateurs issus de notre régression par les méthodes des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) soient « *BLUE* » (Les meilleurs estimateurs non-biaisés, de l'anglais « *Best Linear Unbiased Estimator* »). Ils pourraient être biaisés et imprécis.

Tableau 3 : Principaux résultats de notre régression par les MCO avec correction par la méthode des écarts-types robustes à l'autocorrélation.

	Estimateurs	Ecart-types robustes	Significativité
Constante	72,08	4,43	***
DepPubEduc	9,06	1,32	***
TxCho	-0,44	0,16	**
Gr1	16,75	10,21	
Gr2	5,09	8,13	
Gr3	41,66	8,78	***
Gr4	18,51	19,73	
Gr5	14,86	6,38	**
Gr6	50,32	4,68	***
i1	-7,88	3,1	**
i2	-2,47	2,26	
i3	-15,44	2,85	***
i4	-8,88	4,63	*
i5	-5,44	1,84	***
i6	-23,17	1,54	***
SCR	924,71		
R ²	0,72		
R ² ajusté	0,67		

Note : Principaux résultats de la régression de notre modèle par les MCO avec écarts-types robustes à l'autocorrélation et les résultats importants sur la qualité de notre modèle (SCR, R² et R² ajusté).

L'estimation de notre modèle est :

$$\begin{aligned} PISAmaths_i = & 72,08 + 9,06 DepPubEduc_i - 0,44 TxCho_i \\ & + 16,75 Gr1_i + 5,09 Gr2_i + 41,66 Gr3_i + 18,51 Gr4_i + 14,86 Gr5_i + 50,32 Gr6_i \\ & - 7,88 I1_i - 2,47 I2_i - 15,44 I3_i - 8,88 I4_i - 5,44 I5_i - 23,17 I6_i + \varepsilon_i \end{aligned}$$

(Equation 2)

5.2. Qualité du modèle

Notre modèle semble être de bonne qualité car son R^2 est de 0,72. C'est-à-dire que les variations des variables explicatives expliquent 72% des variations de la variable expliquée. Cependant, son R^2 ajusté est de 67% et pourrait indiquer la présence dans notre modèle de variables explicatives inutiles.

5.3. Significativité, précision et interprétation des coefficients

Afin de répondre à notre question de départ, nous devons déterminer les rendements marginaux des dépenses publiques en éducation par groupe de pays. A cet effet, nous avons besoin que deux coefficients soient significatifs : Le coefficient de *dépenses publiques en éducation* et le coefficient de la *variable d'interaction* du pays auquel le pays considéré appartient. Nous traitons uniquement les résultats pour lesquels ces deux coefficients sont significatifs :

- Le coefficient des dépenses publiques en éducation est significatif au seuil de 1% et est donc interprétable. Il semble être précis car son écart-type est relativement faible. Notre modèle prédit que si l'un des pays que nous considérons, sans tenir compte des effets fixes de groupes, augmente ses dépenses publiques en éducation d'un point de pourcentage, les résultats PISA en mathématiques de ses élèves augmentent en moyenne de 9,06 points.
- Le coefficient de la variable d'interaction I1 est significatif au seuil de 1%. Toutefois, son écart-type est relativement important. Il pourrait donc être imprécis. Avec le coefficient des dépenses publiques en éducation, nous pouvons donc interpréter les rendements marginaux des dépenses publiques en éducation pour le groupe 1 « Anglo-saxons ». Notre modèle prédit que lorsqu'un

pays Anglo-saxon augmente ses dépenses publiques en éducation d'un point de pourcentage, les résultats PISA en mathématiques de ses élèves augmentent en moyenne de 1,18 point.

- Le coefficient de la variable d'interaction I3 est significatif au seuil de 1%. Il semble être précis car son écart-type est relativement faible. Avec le coefficient des dépenses publiques en éducation, nous pouvons donc interpréter les rendements marginaux des dépenses publiques en éducation pour le groupe 3 « Europe de l'Est ». Notre modèle prédit que lorsqu'un pays d'Europe de l'Est augmente ses dépenses publiques en éducation d'un point de pourcentage, les résultats PISA en mathématiques de ses élèves diminuent en moyenne de 6,38 points.
- Le coefficient de la variable d'interaction I4 est significatif au seuil de 10%. Toutefois, son écart-type est relativement important. Il pourrait donc être imprécis. Avec le coefficient des dépenses publiques en éducation, nous pouvons donc interpréter les rendements marginaux des dépenses publiques en éducation pour le groupe 4 « Europe du Nord ». Notre modèle prédit que lorsqu'un pays d'Europe du Nord augmente ses dépenses publiques en éducation d'un point de pourcentage, les résultats PISA en mathématiques de ses élèves augmentent en moyenne de 0,18 point.
- Le coefficient de la variable d'interaction I5 est significatif au seuil de 1%. Il semble être relativement précis car son écart-type est modéré. Avec le coefficient des dépenses publiques en éducation, nous pouvons donc interpréter les rendements marginaux des dépenses publiques en éducation pour le groupe 5 « Europe du Sud ». Notre modèle prédit que lorsqu'un pays d'Europe du Sud augmente ses dépenses publiques en éducation d'un point de pourcentage, les résultats PISA en mathématiques de ses élèves augmentent en moyenne de 3,62 points.
- Le coefficient de la variable d'interaction I6 est significatif au seuil de 1%. Il semble être précis car son écart-type est relativement faible. Avec le coefficient des dépenses publiques en éducation, nous pouvons donc interpréter les rendements marginaux des dépenses publiques en éducation pour le groupe 6

« Amérique Latine ». Notre modèle prédit que lorsqu'un pays d'Amérique Latine augmente ses dépenses publiques en éducation d'un point de pourcentage, les résultats PISA en mathématiques de ses élèves diminuent en moyenne de 14,11 points.

Pour interpréter les effets fixes de groupes de pays et donc les effets que produisent la culture et les choix politiques d'un groupe de pays sur les résultats en mathématiques des élèves de ce groupe, nous pouvons analyser les coefficients significatifs des variables *Groupe de Pays*.

- Le coefficient du Groupe 3 « Europe de l'Est » est significatif au seuil de 1% et est donc interprétable. Il semble être relativement précis car son écart-type est modéré. Notre modèle prédit que, par rapport au groupe 7 « Orient » (groupe de référence), lorsqu'un pays fait partie des pays d'Europe de l'Est, les résultats PISA en mathématiques de ses élèves augmentent en moyenne de 41,66 points en raison d'effets non-observés dans notre modèle.
- Le coefficient du Groupe 5 « Europe du Sud » est significatif au seuil de 5% et est donc interprétable. Toutefois, son écart-type est relativement important. Il pourrait donc être imprécis. Notre modèle prédit que, par rapport au groupe 7 « Orient » (groupe de référence), lorsqu'un pays fait partie des pays d'Europe du Sud, les résultats PISA en mathématiques de ses élèves augmentent en moyenne de 14,86 points en raison d'effets non-observés dans notre modèle.
- Le coefficient du Groupe 6 « Amérique Latine » est significatif au seuil de 1% et est donc interprétable. Il semble être précis car son écart-type est relativement faible. Notre modèle prédit que, par rapport au groupe 7 « Orient » (groupe de référence), lorsqu'un pays fait partie des pays d'Amérique Latine, les résultats PISA en mathématiques de ses élèves augmentent en moyenne de 50,32 points en raison d'effets non-observés dans notre modèle.
- Le coefficient du taux de chômage est significatif au seuil de 5% et est donc interprétable. Il semble être relativement précis car son écart-type est modéré. Notre modèle prédit que lorsque le taux de chômage augmente d'un point de

pourcentage dans un des pays considérés, les résultats PISA en mathématiques de ses élèves baissent en moyenne de 0,44 points.

6. Conclusions et limites

Notre question de départ était de savoir si les dépenses publiques en éducation d'un pays avaient un effet sur les résultats PISA en mathématiques des élèves de ce pays. Nous espérions également déterminer si d'autres facteurs non-observés par notre modèle influençaient les résultats PISA en mathématiques. Nous voulions aussi déterminer les rendements des dépenses publiques en éducation sur les résultats PISA en mathématiques afin de comparer l'efficacité des systèmes d'éducation obligatoire des pays que nous avons sélectionnés. Afin de répondre à ces questions, nous avons mis en œuvre une estimation d'un modèle de panel avec effets fixes de groupes et des variables d'interaction par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO).

Avec les coefficients significatifs issus de notre estimation, nous pouvons conclure que :

- 1) Sans tenir compte des effets fixes de groupe, tout pays de notre échantillon qui augmente ses dépenses publiques en éducation d'un point de pourcentage de son PIB engendre une hausse de 9,06 points en moyenne des résultats PISA en mathématiques de ses élèves. Cette relation est positive mais relativement faible.

Les dépenses publiques en éducation, seules, ne semblent pas avoir un impact important sur les résultats PISA en mathématiques. En effet, selon notre modèle, un pays qui augmenterait ses dépenses publiques en éducation d'un point de pourcentage de son PIB procéderait à une augmentation significative de la part de sa richesse qu'il consacre à son système d'éducation de base sans pour autant engendrer une hausse significative du niveau de ses élèves aux tests PISA en mathématiques.

- 2) Dans les pays des groupes de pays 3 « Europe de l'Est », 5 « Europe du Sud » et 6 « Amérique Latine », par rapport au groupe 7 « Orient » (groupe

de référence), les effets non-observés par notre modèle ont une influence positive et relativement importante sur les résultats PISA en mathématiques de leurs élèves. Par rapport au groupe 7 « Orient », un pays qui fait partie du groupe 3 voit les résultats PISA en mathématiques de ses élèves augmenter en moyenne de 41,66 points, s'il fait partie du groupe 5 de 14,86 points en moyenne et s'il fait partie du groupe 6 de 50,32 points en moyenne.

Des facteurs non-observés par notre modèle semblent avoir des effets plus importants sur les résultats PISA en mathématiques que les dépenses publiques en éducation. Ces effets non-observés peuvent d'ailleurs renforcer ou annuler, voire inverser, les effets des dépenses publiques en éducation sur les résultats PISA en mathématiques. Ce constant semble montrer, selon notre modèle, que des facteurs propres à chaque groupe de pays (autres que leurs dépenses publiques en éducation) augmentent ou diminuent l'efficacité de leur système d'éducation de base.

- 3) Selon notre modèle, les rendements marginaux des dépenses publiques en éducation semblent être les plus efficaces dans les pays du groupe 5 « Europe du Sud » avec un rendement positif de 3,62 points. Viennent ensuite les pays du groupe 1 « Anglo-saxons » avec un rendement positif de 1,18 point et les pays du groupe 4 « Europe du Nord » avec un rendement positif de 0,18 point. Les pays des groupes 3 « Europe de l'Est » et 6 « Amérique Latine » affichent un rendement négatif de respectivement 6,38 et 14,11 points.

Il apparaît dès lors pertinent, selon notre modèle, de s'inspirer des pratiques des pays d'Europe du Sud, notamment de l'Espagne comme l'OCDE le soulignait et que nous avons pris comme exemple de bonne performance dans notre revue de la littérature.

Ces résultats confirment les éléments soulignés par notre revue de la littérature qui indiquaient que des facteurs inhérents à chaque pays peuvent être plus déterminants que les dépenses publiques en éducation pour améliorer les résultats aux tests PISA en mathématiques. Pour comprendre l'efficacité d'un système d'éducation, il semblerait

plus pertinent de s'intéresser aux méthodes et à l'organisation du système d'éducation plutôt qu'aux ressources qui y sont allouées.

Les limites de notre étude et de notre modèle doivent aussi être considérées pour étayer la pertinence de nos conclusions.

- 1) Nous utilisons un faible nombre d'observations et cela réduit la précision de nos estimateurs, tant pour l'échantillon total que pour les groupes de pays construits. Par exemple, le groupe 6 ne compte que deux pays et le groupe 7 trois pays.
- 2) Nous n'utilisons pas en détail les facteurs identifiés par la revue de la littérature comme ayant des effets sur les résultats scolaires. Notre estimation pourrait donc comporter un biais de variable omise et biaiser nos estimateurs.
- 3) Nous considérons dans les dépenses publiques celles qui sont allouées aux élèves de cinquième et sixième secondaire alors que les résultats PISA en mathématiques mesurent la performance des élèves de quatrième année secondaire. Cette lacune pourrait réduire la précision de nos estimateurs.
- 4) Nous ne considérons pas les « effets retards » des dépenses publiques pour garder un nombre suffisant d'observations. Les infrastructures scolaires, par exemple, sont des dépenses importantes qui peuvent produire des effets sur plusieurs dizaines d'années (20 ou 30 ans pour un bâtiment). Cela peut induire un biais de nos estimateurs.
- 5) Nous ne vérifions pas les six hypothèses de *Gauss*-Markov, nos estimateurs ne sont donc pas « *BLUE* ».
- 6) Nous obtenons des estimateurs imprécis (écarts-types étendus) pour trois de nos 10 estimateurs significatifs. En outre, des écarts-types relativement importants diminuent la significativité de nos estimateurs.

Les limites et lacunes de notre recherche semblent rendre l'inférence statistique invalide. Pour pouvoir émettre des conclusions et des recommandations aux décideurs politiques, il serait primordial que d'autres études reprennent et complètent notre

recherche. En l'état, il serait hasardeux de se fier aux résultats émis par notre recherche. Nous pensons cependant que notre modèle pourrait être appliqué dans une dizaine d'années car nous remarquons que, depuis 2008, les données nécessaires pour fournir des variables explicatives pertinentes sont systématiquement collectées dans les pays participants aux tests PISA. Il s'agit notamment des dépenses privées en éducation, des coefficients de Gini et des proportions de population étrangère.

Il semble toutefois pertinent de s'intéresser aux facteurs de performance des résultats scolaires propres à chaque groupe de pays, et même propres chaque pays, tout particulièrement à l'Espagne et à Singapour, pour identifier quels sont les facteurs intrinsèques à ces pays qui réussissent mieux. Il serait fort utile que des études plus massives que la nôtre et selon des disciplines différentes soient menées pour les identifier précisément afin de pouvoir fournir un exemple de référence et augmenter l'efficacité et/ou l'efficacité des dépenses publiques en éducation sur les résultats scolaires de l'enseignement obligatoire, c'est-à-dire sur le niveau d'éducation global de la population d'un pays.

Bibliographie

AKYOL P., WANG J., KRISHNA K. (2019), *Taking PISA seriously : How accurate are low stakes exams* , National Bureau of Economic Research, Working Paper 24930.

BORGHANS L. et SCHILS T. (2015), *The Leaning Power Tower of Pisa. Decomposing achievement test score into cognitive and noncognitive components*, Maastricht University.

BEHRMAN J. (2011), *How Much Might Human Capital Policies Affect Earnings Inequalities and Poverty* , Estudios de Economía, Vol. 38, n° 1.

CAPPELLETI L. (2010), *Vers un modèle socio-économique de mesure du capital humain ?*, Revue Française de Gestion, n° 207.

DESSUS S. (2000), *Capital humain et croissance : le rôle retrouvé du système éducatif*, Revue de l'Institut d'Economie Publique, n° 6, De Boeck Université.

DRAELANTS H., DUPRIEZ V. et MAROY Ch. (2011), *Le système scolaire*, CRISP, n° 76.

CHECCHI D. (2001), *Education, inequality and income inequality*, University of Milan.

GNABO J-Y. (2019), *Cours d'Introduction à l'économétrie*, Université de Namur.

GURGANT M. (2000), *Sait-on mesurer le rôle économique de l'éducation ?*, Revue Française d'Economie, vol. 15, n° 2.

HEIM A. (2017), *Comment estimer le rendement de l'investissement social ?*, France Stratégie, n° 52.

JAKUBOWSKI M. et BORGONOV F. (2012), *Quels enseignements peut-on tirer du PISA : l'exemple des écarts de performances entre les sexes*, Recherches en Education, n° 14.

JOUMARD I., KONGSRUD P-M., NAM Y-S. et PRICE R. (2003), *Améliorer le rapport coût-efficacité des dépenses publiques : l'expérience des pays de l'OCDE*, Revue économique de l'OCDE, n° 37.

MILLS P. et QUINET A. (1992), *Dépenses publiques et croissance*, Revue Française d'Economie, n° 3.

OCDE (2007), *Regards sur l'éducation 2007 : Les indicateurs de l'OCDE*, Editions OCDE, Paris.

OCDE (2008), *Regards sur l'éducation 2008 : Les indicateurs de l'OCDE*, Editions OCDE, Paris.

OCDE (2010), *Regards sur l'éducation 2010 : Les indicateurs de l'OCDE*, Editions OCDE, Paris.

OCDE (2016), *Regards sur l'éducation 2016 : Les indicateurs de l'OCDE*, Editions OCDE, Paris.

OCDE (2019), *Regards sur l'éducation 2019 : Les indicateurs de l'OCDE*, Editions OCDE, Paris.

PARENT A. (2001), *Protection sociale, croissance et inégalités : vieux débats, nouvelles réponses*, Inégalités économiques (Rapport économique).

PAUL J-J et SULEMAN F. (2005), *La production de connaissances dans la société de la connaissance : quel rôle pour le système éducatif ?*, Education et Société, n° 15.

PELINESCU E. (2016), *Human capital and competitiveness in UE*, Internal auditing and risk management, n° 11.

SHAHABADI A., NEMATI M. et HOSSEINIDOUST (2018), *The effect of education on income inequality in selected Islamic countries*, International Journal of Asia Pacific Studies, n°14.

STIGLITZ J. (2016), *Inequality and economic growth*, The Political Quarterly Publishing Co.

WOOLDRIDGE J. (2018), *Introduction à l'économétrie : une approche moderne 2^e édition (en français)*, DeBoeck supérieur.

WU M. (2010), *Comparing the similarities and differences of PISA 2003 and TIMSS*, OCDE Education Working paper n° 32.

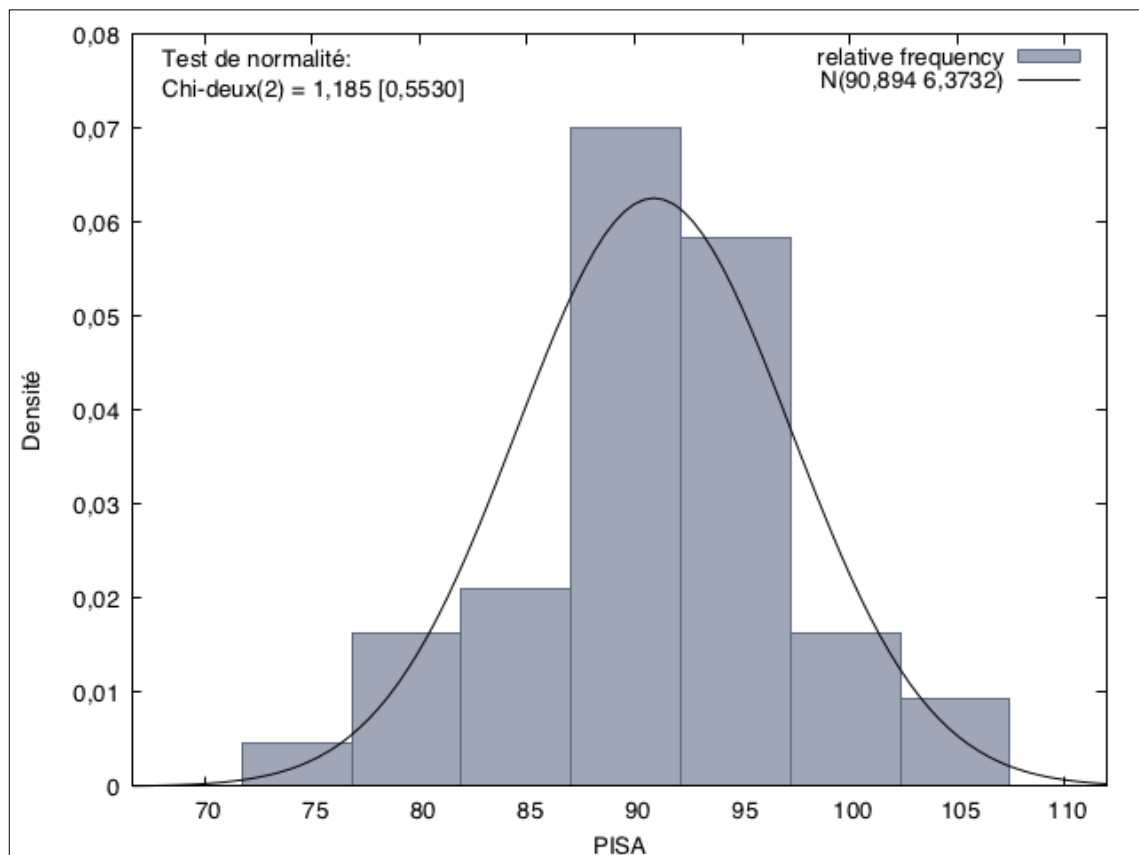
Annexes

A.1 Statistiques descriptives

A.1.1 Analyse univariée

- Résultats tests PISA en mathématiques

Graphique A1 : Histogramme des résultats PISA en mathématiques.



Note : Distribution des résultats PISA en mathématiques.

Tableau A1 : Résultats tests PISA en mathématiques.

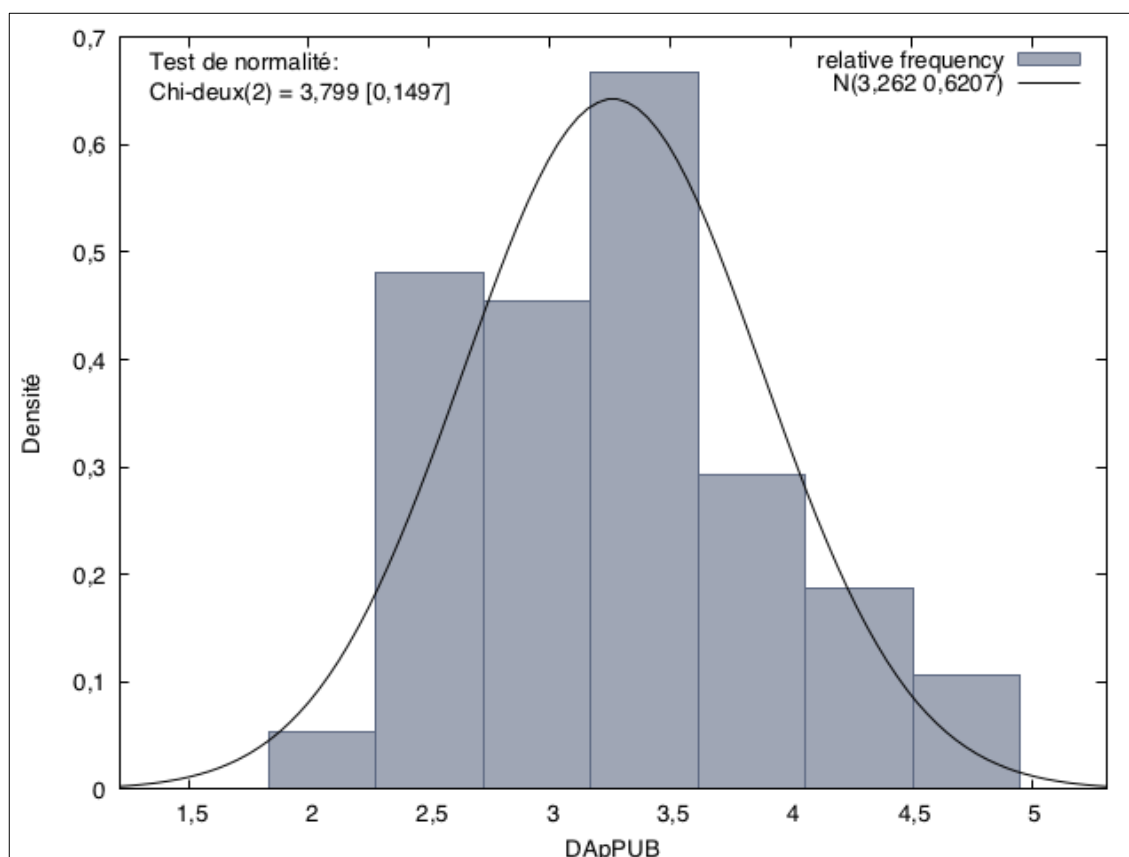
	Echantillon total			Gr1 Anglo-saxons			Gr2 Europe Ouest			Gr3 Europe Est		
	2009	2012	2015	2009	2012	2015	2009	2012	2015	2009	2012	2015
Médiane	91,2	91,8	89,55	87,5	89,9	88,5	99,2	96,3	95,2	92,65	92,65	89,25
Moyenne	91,37	91,63	89,67	89,02	90,84	88,34	98,32	96,4	93,76	91,03	92,05	89,28
Ecart-type	6,58	6,51	6,05	3,36	4,65	5,34	5,6	3,98	3,42	5,57	6,54	5,36
Minimum	78,9	74,3	75	85,6	84,6	79,8	89,1	91,6	89	81,1	80,9	80,4
Maximum	104,1	104,9	103,4	94	96,3	93,1	104,1	102,3	97,4	96,1	100,8	95,4

	Gr4 Europe Nord			Gr5 Europe Sud			Gr6 Amériq Latine			Gr7 Orient		
	2009	2012	2015	2009	2012	2015	2009	2012	2015	2009	2012	2015
Médiane	88,2	91,1	87,5	91,4	92,8	93,6	79,5	77,55	80,2	94,1	93,5	88,5
Moyenne	88,17	89,85	87,52	91,66	91,46	91,33	79,5	77,55	80,2	96,33	96,1	93,36
Ecart-type	5,14	3,09	4,85	1,22	3,3	5,83	0,84	4,59	7,35	6,92	7,83	8,69
Minimum	82,5	85,3	82,2	90,6	87,7	84,7	78,9	74,3	75	90,8	89,9	88,2
Maximum	93,8	91,9	92,9	93	93,9	95,7	80,1	80,8	85,4	104,1	104,9	103,4

Note : Statistiques descriptives des résultats PISA en mathématiques de l'échantillon total et des groupes de pays construits.

- Dépenses publiques en éducation.

Graphique A2 : Histogramme des dépenses publiques en éducation.



Note : Distribution des dépenses publiques en éducation, en % du PIB.

Tableau A2 : Dépenses publiques en éducation.

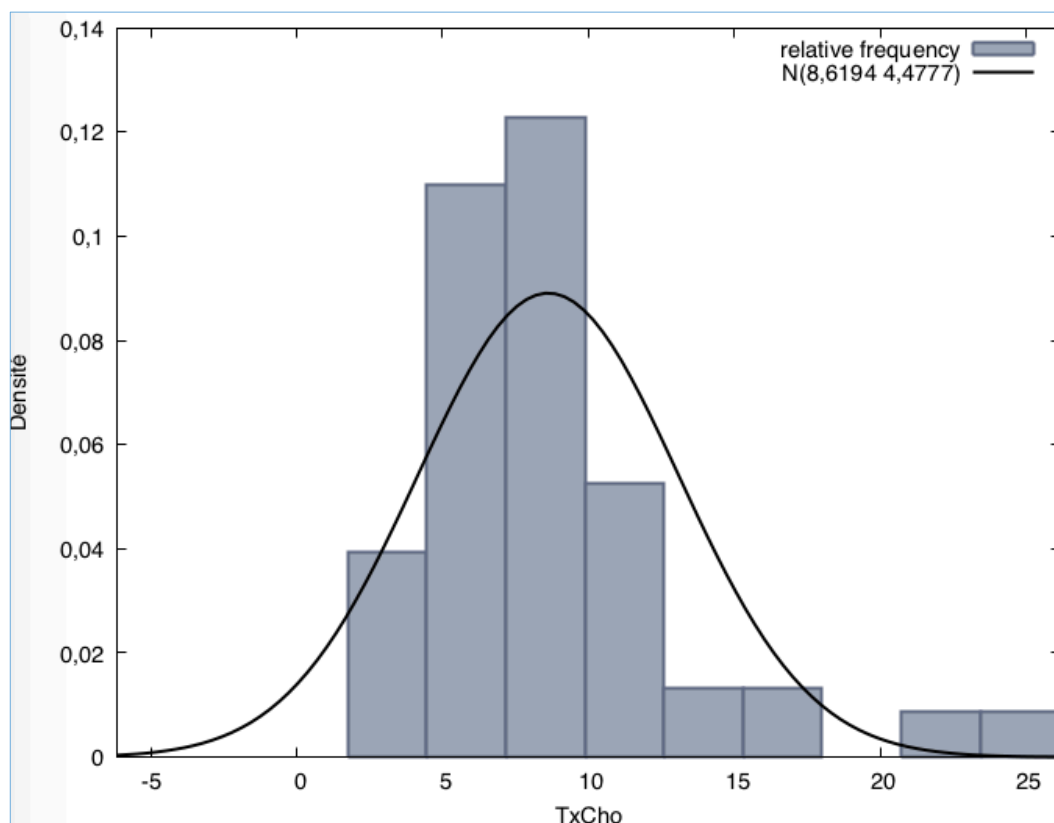
	Echantillon total			Gr1 Anglo-saxons			Gr2 Europe Ouest			Gr3 Europe Est		
	2009	2012	2015	2009	2012	2015	2009	2012	2015	2009	2012	2015
Médiane	3,16	3,24	3,18	3,17	3,49	3,21	3,08	3,22	3,35	3,11	2,84	2,67
Moyenne	3,23	3,31	3,23	3,35	3,59	3,42	3,26	3,35	3,36	2,96	2,86	2,73
Ecart-type	0,64	0,61	0,62	0,36	0,33	0,39	0,56	0,48	0,53	0,64	0,44	0,30
Minimum	2,05	2,40	2,4	2,98	3,24	3,11	2,64	2,77	2,66	2,14	2,40	2,40
Maximum	4,64	4,73	4,49	3,86	4,14	4,08	4,11	4,09	4,16	3,74	3,39	3,15

	Gr4 Europe Nord			Gr5 Europe Sud			Gr6 Amériq Latine			Gr7 Orient		
	2009	2012	2015	2009	2012	2015	2009	2012	2015	2009	2012	2015
Médiane	4,21	4,20	4,18	3,09	2,88	2,75	2,90	2,91	2,82	2,50	2,64	2,55
Moyenne	4,16	4,20	4,13	3,04	3,09	2,99	2,90	2,91	2,82	2,73	2,97	2,98
Ecart-type	0,54	0,50	0,40	0,24	0,40	0,51	0,14	0,41	0,52	0,82	0,67	0,75
Minimum	3,56	3,68	3,68	2,78	2,84	2,63	2,80	2,62	2,45	2,05	2,52	2,54
Maximum	4,64	4,73	4,49	3,26	3,55	3,59	3,00	3,21	3,19	3,66	3,74	3,85

Note : Statistiques descriptives des dépenses publiques en éducation, en % du PIB, de l'échantillon total et des groupes de pays construits.

- Taux de chômage.

Graphique A3 : Histogramme du taux de chômage.



Note : Distribution du taux de chômage, en % de la population active.

Tableau A3 : Taux de chômage.

	Echantillon total			Gr1Anglo-saxons			Gr2 Europe Ouest			Gr3 Europe Est		
	2009	2012	2015	2009	2012	2015	2009	2012	2015	2009	2012	2015
Médiane	8,04	7,93	6,89	8,35	7,89	5,72	7,74	5,82	5,72	9,10	10,50	8,23
Moyenne	8,35	9,25	8,24	8,61	8,78	6,62	6,48	6,52	6,62	9,38	12,61	10,31
Ecart-type	3,22	5,37	4,66	2,67	3,89	1,95	2,29	1,95	1,95	3,03	6,40	6,14
Minimum	3,10	3,12	3,38	5,30	5,22	5,29	3,70	4,48	5,29	5,85	6,98	5,05
Maximum	17,86	24,79	22,06	12,61	15,45	9,91	8,74	9,40	9,91	13,50	24,90	22,06
	Gr4 Europe Nord			Gr5 Europe Sud			Gr6 Amériq Latine			Gr7 Orient		
	2009	2012	2015	2009	2012	2015	2009	2012	2015	2009	2012	2015
Médiane	7,73	6,98	5,86	9,43	15,53	12,44	7,53	5,67	5,27	7,54	6,85	5,24
Moyenne	6,72	6,28	6,26	11,68	16,99	15,46	7,53	5,67	5,27	8,39	6,45	6,28
Ecart-type	2,47	2,32	2,59	5,41	7,18	5,71	3,04	1,06	1,32	3,82	1,94	3,54
Minimum	3,10	3,12	3,97	7,75	10,65	11,89	5,38	4,92	4,34	5,07	4,35	3,38
Maximum	8,35	8,07	9,37	17,86	24,79	22,06	9,68	6,43	6,21	12,58	8,17	10,24

Note : Statistiques descriptives du taux de chômage, en % de la population active, de l'échantillon total et des groupes de pays construits.

A.1.2 Analyse multivariée

Tableau A4 : Matrice des coefficients de corrélation entre variables.

Coefficients de corrélation, utilisant les observations 1:1 – 28:3
5% valeur critique (bilatéral) = 0,2146 pour n = 84

PISAmaths 1,0000	TxCho -0,1778 1,0000	DepPubEduc 0,0565 -0,2004 1,0000	Gr1Anglosaxon -0,1100 -0,0640 0,1492 1,0000
Gr2EurOuest 0,3876 -0,2033 0,0496 -0,2174 1,0000	Gr3EurEst -0,0087 0,2521 -0,3439 -0,2435 -0,2435 1,0000	Gr4EurNord -0,1532 -0,2010 0,6002 -0,1903 -0,1903 -0,2132 1,0000	Gr5EurSud 0,0325 0,4741 -0,1220 -0,1615 -0,1615 -0,1809 -0,1414 1,0000
Gr6AmrLat -0,5171 -0,1532 -0,1720 -0,1293 -0,1293 -0,1448 -0,1132 -0,0961 1,0000	PISAmaths TxCho DepPubEduc Gr1Anglosaxon Gr2EurOuest Gr3EurEst Gr4EurNord Gr5EurSud Gr6AmrLat		

Note : Les coefficients indiquent une faible corrélation entre les variables.

Tableau A5 : Résultats du test VIF (Facteurs d'Inflation de la Variance).

Facteurs d'inflation de variance

Valeur minimale possible = 1.0

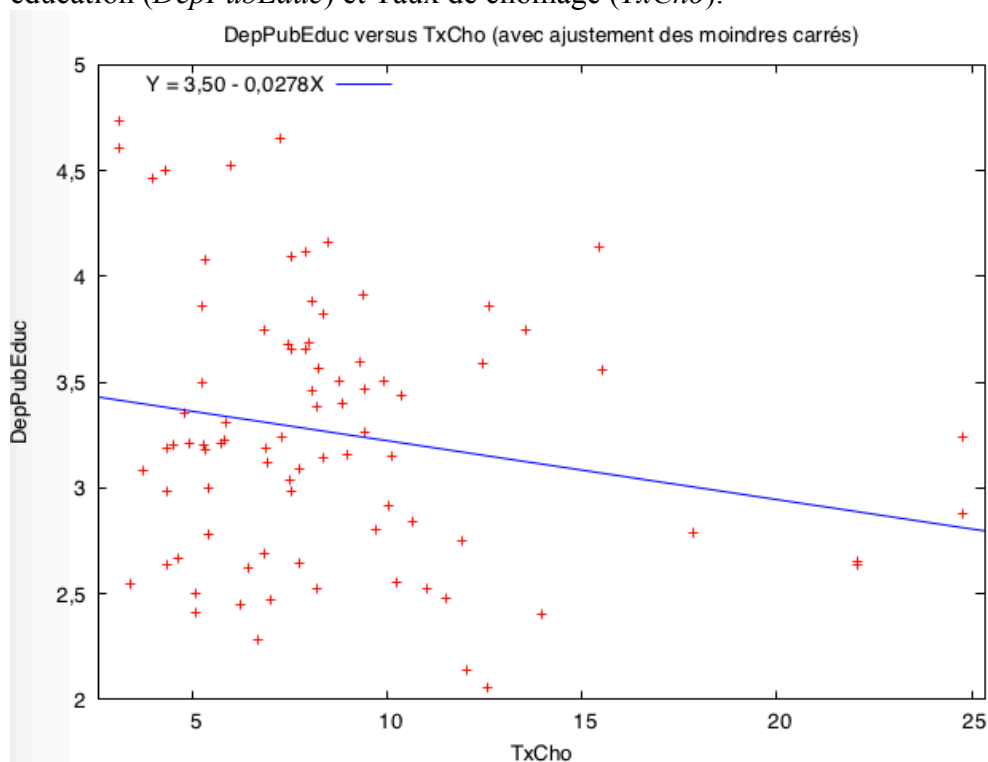
Valeurs > 10.0 peut indiquer un problème de colinéarité

TxCho	1,557
DepPubEduc	2,000
Gr1Anglosaxon	2,444
Gr2EurOuest	2,333
Gr3EurEst	2,542
Gr4EurNord	3,039
Gr5EurSud	2,240
Gr6AmrLat	1,552

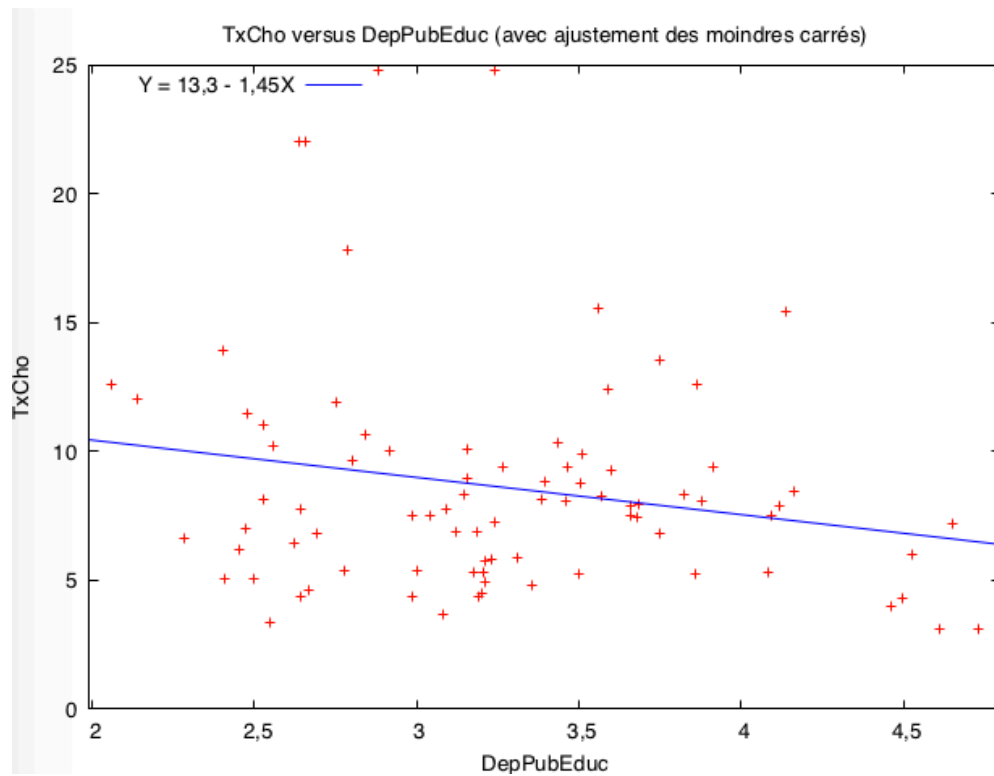
$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, où $R(j)$ est un coefficient de corrélation multiple entre la variable j et les autres variables indépendantes

Note : Les coefficients VIF sont inférieurs à 10 et indiquent l'absence de multicolinéarité entre les variables explicatives.

Graphiques A5 : Nuages de points entre variables explicatives - Dépenses publiques éducation (*DepPubEduc*) et Taux de chômage (*TxCho*).



Note : Les variations des valeurs des dépenses publiques en éducation ne semblent pas être corrélées avec les variations des valeurs du taux de chômage.



Note : Les variations des valeurs du taux de chômage ne semblent pas être corrélées avec les variations des valeurs des dépenses publiques en éducation.

A.2 Résultats régressions linéaires multiples par MCO

Tableau A6 : Résultats de notre estimation initiale de notre modèle par les MCO via le logiciel GRETL.

Modèle 1: MCO empilés, utilisant les 84 observations
28 unités de coupe transversale incluses
Longueur des séries temporelles = 3
Variable dépendante: PISAmaths

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	72,0865	5,93009	12,16	8,12e-19	***
DepPubEduc	9,06565	1,95549	4,636	1,63e-05	***
TxCho	-0,440228	0,120166	-3,663	0,0005	***
Gr1Anglosaxon	16,7576	11,4054	1,469	0,1463	
Gr2EurOuest	5,09551	8,93970	0,5700	0,5705	
Gr3EurEst	41,6672	8,01409	5,199	1,94e-06	***
Gr4EurNord	18,5169	12,0081	1,542	0,1276	
Gr5EurSud	14,8683	12,8968	1,153	0,2529	
Gr6AmrLat	50,3242	16,3801	3,072	0,0030	***
i1	-7,88589	3,44720	-2,288	0,0252	**
i2	-2,47888	2,81495	-0,8806	0,3816	
i3	-15,4477	2,74829	-5,621	3,73e-07	***
i4	-8,88747	3,17559	-2,799	0,0066	***
i5	-5,44936	4,18655	-1,302	0,1974	
i6	-23,1715	5,64578	-4,104	0,0001	***
Moy. var. dép.	90,89405	Éc. type var. dép.	6,373219		
Somme carrés résidus	924,7154	Éc. type de régression	3,660829		
R2	0,725709	R2 ajusté	0,670055		
F(14, 69)	13,03980	p. critique (F)	2,69e-14		
Log de vraisemblance	-219,9349	Critère d'Akaike	469,8699		
Critère de Schwarz	506,3321	Hannan-Quinn	484,5274		
rho	0,398274	Durbin-Watson	0,740197		

Constante mise à part, la probabilité critique est la plus élevée pour la variable 11 (Gr2EurOuest)

Note : Résultats complets issus de GRETL par MCO (sans correction).

Tableau A7 : Résultats de l'estimation de notre modèle par les MCO avec écarts-types robustes à l'autocorrélation via le logiciel GRETL.

Modèle 12: MCO empilés, utilisant les 84 observations
28 unités de coupe transversale incluses
Longueur des séries temporelles = 3
Variable dépendante: PISAmaths
Écarts type robustes (HAC)

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	72,0865	4,43413	16,26	1,81e-15	***
DepPubEduc	9,06565	1,32798	6,827	2,47e-07	***
TxCho	-0,440228	0,160566	-2,742	0,0107	**
Gr1Anglosaxon	16,7576	10,2130	1,641	0,1124	
Gr2EurOuest	5,09551	8,13172	0,6266	0,5362	
Gr3EurEst	41,6672	8,78199	4,745	6,05e-05	***
Gr4EurNord	18,5169	19,7357	0,9382	0,3564	
Gr5EurSud	14,8683	6,38801	2,328	0,0277	**
Gr6AmrLat	50,3242	4,68722	10,74	3,03e-11	***
i1	-7,88589	3,10416	-2,540	0,0171	**
i2	-2,47888	2,26887	-1,093	0,2842	
i3	-15,4477	2,85590	-5,409	1,02e-05	***
i4	-8,88747	4,63087	-1,919	0,0656	*
i5	-5,44936	1,84440	-2,955	0,0064	***
i6	-23,1715	1,54591	-14,99	1,31e-14	***
Moy. var. dép.	90,89405	Éc. type var. dép.	6,373219		
Somme carrés résidus	924,7154	Éc. type de régression	3,660829		
R2	0,725709	R2 ajusté	0,670055		
F(14, 27)	819,0975	p. critique (F)	1,03e-31		
Log de vraisemblance	-219,9349	Critère d'Akaike	469,8699		
Critère de Schwarz	506,3321	Hannan-Quinn	484,5274		
rho	0,398274	Durbin-Watson	0,740197		

Constante mise à part, la probabilité critique est la plus élevée pour la variable 11 (Gr2EurOuest)

Note : Résultats complets issus de GRETL par MCO avec correction par écart-types robustes à l'autocorrélation.

A.3 Tests d'hypothèses

- Hétéroscédasticité : Test de White.

H0 : pas d'hétéroscédasticité

H1 : Présence d'hétéroscédasticité

Multiplicateur Lagrangien = 22,73

Distribution selon loi "Chi Carré" avec P-1 degré de liberté (23-1) = 22

Valeur critique à 10% : 30,813

5% : 33,924

1% : 40,289

Notre statistique LM H0 est inférieure à la valeur critique de 10%, nous pouvons donc garder H0 et conclure en l'absence d'hétéroscédasticité.

- Autocorrélation : Test de Durbin-Watson

H0 : $\rho = 0$

H1 : $\rho \neq 0$

Degré de liberté K = 14 et N = 84

Valeur Durbin-Watson : 0,74

Valeurs critiques à

	dL	dU	4-dU	4-dL
5%	1,25	2,05	1,95	2,75
1%	1,12	1,91	2,09	2,88

0,74 est inférieur à 1,12. Nous pouvons donc rejeter l'hypothèse nulle et conclure en la présence d'autocorrélation.

- Normalité des résidus : Test de Jarque Berra.
H0 : La série de données suit une loi normale.
H1 : Elle ne suit pas une loi normale.

Test = 0,06

Stat = Chi carré avec 2 degrés de liberté

Valeurs critiques à 10% = 4,605

5% = 5,991

1% = 9,210

Nous pouvons garder l'hypothèse nulle et conclure en la normalité du terme d'erreur.